

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA

LIMITES SUPERIOR E INFERIOR DE CAPACIDADE GENERALIZADA

Marli Carlesso

Agosto - 1983

LIMITES SUPERIOR E INFERIOR DE CAPACIDADE GENERALIZADA

por

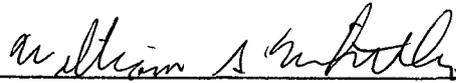
Marli Carlesso

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do título de

"MESTRE EM CIÊNCIAS"

Especialidade em Matemática, e aprovada em sua forma final pelo Curso de Pós-Graduação em Matemática da

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA



Prof. William Glenn Whitley Ph.D.
Coordenador

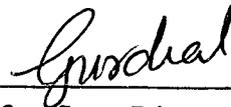
Banca Examinadora:



Prof. Inder Jeet Taneja, Ph.D.
Orientador



Prof. Augusto C. Gadelha Vieira, Ph.D.



Prof. Gur Dial, Ph.D.

RESUMO

Arimoto (1972) e Blahut (1972) apresentaram o procedimento iterativo para calcular a capacidade de um canal discreto sem memória. Arimoto (1972) também apresentou os limites superior e inferior da capacidade do canal discreto sem memória. Em 1975 e 1976, Arimoto novamente apresentou um procedimento iterativo para cálculo da capacidade generalizada de ordem ρ , C_ρ , tendo por base a entropia de ordem α ($\alpha = \frac{1}{1+\rho}$), relacionando-a com uma função importante do teorema de codificação (Gallager (1965)), chamada "função exponencial de codificação aleatória".

O objetivo principal deste trabalho é apresentar pela primeira vez na literatura matemática, os limites superior e inferior de capacidade generalizada de ordem ρ , C_ρ . Estes são apresentados no Capítulo 2. No Capítulo 1, apresentamos alguns conceitos e resultados básicos para o desenvolvimento deste trabalho, e no final daremos alguns valores numéricos dos resultados obtidos, para três canais diferentes.

ABSTRACT

Arimoto (1972) and Blahut (1972) presented an iterative procedure to calculate the capacity of a discrete memoryless channel. Arimoto (1972) also presented upper and lower bounds on the capacity of a discrete memoryless channel. In 1975 and 1976, Arimoto again presented an iterative procedure for generalized capacity of order ρ , C_ρ , using entropy of order α ($\alpha = \frac{1}{1+\rho}$) and related it to the important function of coding theorem (Gallager (1965)), called "random coding exponent function."

The main aim of this work is to present for the first time in the mathematic literature, the upper and lower bounds on the generalized capacity of order ρ , C_ρ . This we have done in Chapter II. In Chapter I, we presented some basic concepts and results in order to develop this work. At the end, we give some numerical values of all the results obtained for three different channels.

ÍNDICE

| | |
|---|----|
| CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO | 1 |
| 1.1 - Informação Mútua | 1 |
| 1.2 - Canal Discreto Sem Memória | 3 |
| 1.3 - Entropia de Ordem α | 6 |
| 1.4 - Maximização da Função Exponencial $E_0(\rho, p)$ para Canal Discreto Sem Memória | 10 |
| 1.5 - Procedimento Iterativo e Convergência . | 15 |
| CAPÍTULO 2 - LIMITES SUPERIOR E INFERIOR DA CAPACIDADE GE- NERALIZADA | 17 |
| - Conclusões | 26 |
| - Exemplos Numéricos | 27 |
| BIBLIOGRAFIA | 30 |

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

O problema fundamental da Teoria de Informação é quantificar o conteúdo informacional de uma mensagem. Esta mensagem é propagada através do canal de comunicação, sendo a capacidade do canal conhecida como o máximo de informação mútua entre as entradas e saídas que pode ser transmitida através dele, onde o máximo é tomado sobre todas as distribuições de probabilidade de entrada.

Em 1948, Shannon apresentou o seguinte teorema: "Dado um canal ruidoso, com capacidade C , é possível transmitir mensagens sobre este e ainda decodificá-las com uma probabilidade de erro arbitrariamente pequena, desde que a taxa, ou velocidade de transmissão, seja menor que C e que as mensagens possam ser codificadas em blocos de comprimento N .

Entretanto se a taxa de transmissão exceder C , a probabilidade de erro tende a 1 quando N tende ao infinito"

A seguir, apresentamos alguns conceitos e resultados básicos para o desenvolvimento do nosso trabalho.

1.1 - Informação Mútua

Definição 1.1.1

Seja $X = \{1, 2, \dots, n\}$ uma variável aleatória discreta, com distribuição de probabilidade $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ onde p per-

tence ao conjunto P^n de vetores probabilidade $P^n = \{p \in R^n / p_i \geq 0; \sum_{i=1}^n p_i = 1\}$ e $Y = \{1, 2, \dots, m\}$ uma variável aleatória discreta, com distribuição de probabilidade $q = (q_1, q_2, \dots, q_m)$; $q \in P^m$.

A informação mútua entre X e Y é definida por:

$$I(X/Y) = H(X) - H(X/Y) \quad (1.1)$$

onde $H(X)$ é a entropia de Shannon e $H(X/Y)$ é a entropia condicional de X dado Y , dadas respectivamente por:

$$H(X) = - \sum_{i=1}^n p_i \log p_i$$

$$e \quad H(X/Y) = - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p(i,j) \log p(i/j)$$

Podemos escrever

$$I(X/Y) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m p_i p(j/i) \log \frac{p(j/i)}{q_j} \quad (1.2)$$

$$\text{onde} \quad q_j = \sum_{i=1}^n p_i p(j/i), \quad j = 1, 2, \dots, m$$

Esta informação mútua satisfaz as seguintes propriedades: (referência Ash (1965))

$$(i) \quad I(X/Y) \geq 0 \quad (\text{n\~ao negativa}) \quad (1.3)$$

$$(ii) \quad I(X/Y) = I(Y/X) \quad (\text{sim\~etrica}) \quad (1.4)$$

$$(iii) \quad I(X/Y) \text{ \u00e9 uma fun\~cao c\~oncava sobre } P^n \quad (1.5)$$

Obs.: Consideramos os logaritmos na base 2.

1.2 - Canal Discreto Sem Memória

Definição 1.2.1

Um canal discreto sem memória com alfabeto de entrada $X = \{1, 2, \dots, n\}$ e alfabeto de saída $Y = \{1, 2, \dots, m\}$, com distribuição de entrada (p_1, p_2, \dots, p_n) e distribuição de saída (q_1, q_2, \dots, q_m) é caracterizado pela matriz $n \times m$

$$\{p(j/i)\} = \begin{bmatrix} p(1/1) & p(2/1) & \dots & p(m/1) \\ p(1/2) & p(2/2) & \dots & p(m/2) \\ \text{-----} & \text{-----} & \text{-----} & \text{-----} \\ p(1/n) & p(2/n) & \dots & p(m/n) \end{bmatrix} \quad (1.6)$$

onde $p(j/i)$, $i = 1, 2, \dots, n$; $j = 1, 2, \dots, m$ representa a probabilidade condicional de receber $Y = j$ enquanto $X = i$ é transmitida; com $\sum_{j=1}^m p(j/i) = 1$; $i = 1, 2, \dots, n$

A matriz $\{p(j/i)\}$ é chamada matriz-canal

Definição 1.2.2 - (Capacidade do Canal)

A capacidade C de um canal discreto sem memória é definida como o valor máximo de $I(X/Y)$, onde a maximização é tomada sobre o conjunto de todas as distribuições de probabilidade de entrada $p \in P^n$, isto é,

$$C = \max_{p \in P^n} I(X/Y) \quad (1.7)$$

O teorema a seguir é demonstrado, e.g. em Gallager (1968), p. 87-88.

Teorema 1.2.3

Um conjunto de condições necessária e suficiente para um vetor probabilidade de entrada $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ atingir a capacidade C de um canal discreto sem memória é que:

$$I(X = i/Y) \begin{cases} = C & \text{se } p_i > 0 & \forall_i, i = 1, 2, \dots, n \\ \leq C & \text{se } p_i = 0 & \forall_i, i = 1, 2, \dots, n \end{cases} \quad (1.8)$$

onde $I(X = i/Y)$ é a informação transmitida pelo canal, para entrada $X = i$ a partir da saída Y , dada por:

$$I(X = i/Y) = \sum_{j=1}^m p(j/i) \log \left(\frac{p(j/i)}{\sum_{k=1}^n p_k p(j/k)} \right) \quad (1.9)$$

para todo $i = 1, 2, \dots, n$ 

Agora é apresentada a definição de probabilidade de erro, cujos limites superior e inferior são apresentados a seguir.

Sejam:

X^N o conjunto de todas as seqüências de entrada, de comprimento N , que podem ser transmitidas, isto é,

$X^N = \{x = (x_1 x_2 \dots x_N) \text{ tal que } x_t \in X \text{ para } t = 1, 2, \dots, N; X \text{ finito}\}$

Y^N o conjunto de todas as seqüências de saída de comprimento N

que pode ser recebida, isto é, $Y^N = \{y = (y_1 y_2 \dots y_N) \text{ tal que } y_t \in Y \text{ para } t = 1, 2, \dots, N ; Y \text{ finito}\}$

Definição 1.2.4 - Probabilidade de Erro

A probabilidade de erro de decodificação para um certo código B, com M palavras código de comprimento N, denotado por P_e é definida por:

$$P_e = \sum_{x_m \in X^N} \frac{1}{M} P_{em} \quad (1.10)$$

onde P_{em} é a probabilidade de erro de decodificação, quando a sequência x_m é transmitida.

Quando $x = (x_1 x_2 \dots x_N) \in X^N$ é transmitida, a probabilidade de receber a sequência $y = (y_1 y_2 \dots y_N) \in Y^N$ é determinada por:

$$p(y/x) = \prod_{t=1}^N p(y_t / x_t) \quad (1.11)$$

Em 1965 Gallager apresentou uma demonstração simples do teorema de codificação de Shannon e obteve novo limite superior de probabilidade de erro de decodificação P_e .

Este limite para taxa $R = \frac{\log M}{N}$, onde M é o número de palavras código de comprimento N, de um certo código B é dado por:

$$P_e \leq \exp [-N \{-\rho R + \max_p E_o(\rho, p)\}] \quad (1.12)$$

$$\text{para } 0 \leq \rho \leq 1$$

Arimoto (1973) apresentou um limite inferior da seguinte forma:

$$P_e \geq 1 - \exp[-N \{-\rho R + \min_p E_0(\rho, p)\}] \quad (1.13)$$

para $-1 \leq \rho < 0$

onde

$$E_0(\rho, p) = -\log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{1+\rho} \right] \quad (1.14)$$

sendo $P = \{p(j/i)\}$ uma matriz probabilidade de transição que caracteriza um canal discreto sem memória e p uma distribuição de probabilidade do alfabeto de entrada $X = \{1, 2, \dots, n\}$. A maximização e minimização de $E_0(\rho, p)$ em (1.12) e (1.13) é tomada sobre o conjunto de todas as distribuições de probabilidade de entrada. Ainda em 1973, Omura estendeu o limite inferior da probabilidade de erro P_e para $R > C$ com $-\infty < \rho \leq 0$.

Foi observado por Gallager (1968) que o problema da maximização da função exponencial de codificação aleatória $E_0(\rho, p)$, é quase idêntico ao da obtenção da capacidade. Mas, por outro lado, Arimoto (1975), relaciona a função exponencial de codificação aleatória $E_0(\rho, p)$ com a capacidade de ordem ρ , definindo a informação mútua em termos da entropia de ordem α (Renyi (1961)), onde $\alpha = \frac{1}{1+\rho}$ e, em (1976) ele apresentou um método iterativo para computá-la.

A entropia de ordem α , à qual me referi é apresentada a seguir.

1.3 - Entropia de Ordem α

Renyi (1961) propôs uma generalização da entropia $H(X)$, proposta por Shannon, denominada entropia de ordem α , que para

uma distribuição de probabilidade $(p_1, p_2, \dots, p_n) \in P^n$ de uma variável aleatória discreta $X = \{1, 2, \dots, n\}$ é definida por:

$$H_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha} \log \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^\alpha \right\}$$

ou

$$H_\alpha(X) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \log \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^\alpha \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \quad (1.15)$$

$$\alpha > 0 ; \quad \alpha \neq 1$$

$$\text{sendo que } \lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(X) = H(X) \quad (1.16)$$

A entropia condicional de ordem α de X dado Y é então definida como: (Arimoto (1975))

$$H_\alpha(X/Y) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^\alpha p^\alpha(j/i) \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \right] \quad (1.17)$$

$$\text{onde } \alpha > 0 , \quad \alpha \neq 1$$

Com esta definição

$$\lim_{\alpha \rightarrow 1} H_\alpha(X/Y) = H(X/Y) \quad (1.18)$$

e

$$H_\alpha(X/Y) \leq H_\alpha(X) \quad (1.19)$$

com igualdade se e somente se X e Y são independentes.

Definição 1.3.1 - Informação de ordem α transmitida pelo canal.

A informação de ordem α sobre X transmitida pelo canal a partir de Y é dada por:

$$\begin{aligned}
 I_{\alpha}(X/Y) &= H_{\alpha}(X) - H_{\alpha}(X/Y) \\
 &= \frac{-\alpha}{1-\alpha} \log \left[\frac{\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^{\alpha} p^{\alpha}(j/i) \right\}^{\frac{1}{\alpha}}}{\left\{ \sum_{i=1}^n p_i^{\alpha} \right\}^{\frac{1}{\alpha}}} \right] \quad (1.20)
 \end{aligned}$$

onde $\alpha > 0$; $\alpha \neq 1$

$$\text{sendo } \lim_{\alpha \rightarrow 1} I_{\alpha}(X/Y) = I(X/Y) \quad (1.21)$$

1.3.2 - Capacidade de Ordem α de Um Canal Discreto Sem Memória

A capacidade de ordem α de um canal discreto sem memória é definida como sendo o máximo de $I_{\alpha}(X/Y)$ tomado sobre todas as distribuições de probabilidade de entrada $p = (p_1, p_2, \dots, p_n) \in P^n$, isto é,

$$C_{\alpha} = \max_{p \in P^n} I_{\alpha}(X/Y) \quad (1.22)$$

Devemos observar que $I_{\alpha}(X/Y)$ pode ser escrito como:

$$I_{\alpha}(X/Y) = \frac{-\alpha}{1-\alpha} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^{\alpha} p(j/i)^{\alpha} \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \right] \quad (1.23)$$

$\alpha > 0$; $\alpha \neq 1$

$$\text{onde } p_i^{\alpha} = \frac{p_i^{\alpha}}{\sum_{k=1}^n p_k^{\alpha}} \quad ; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Logo, $I_{\alpha}(X/Y) = \frac{\alpha}{1-\alpha} \tilde{E}_0(\alpha, p')$

onde

$$\tilde{E}_0(\alpha, p') = -\log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i' p(j/i)^{\alpha} \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \right] \quad (1.24)$$

com $p' = (p_1', p_2', \dots, p_n')$ $\in P^n$ um vetor probabilidade de entrada.

A função $\tilde{E}_0(\alpha, p')$ é equivalente à função $E_0(\rho, p)$, como dada em (1.14) com $\alpha = \frac{1}{1+\rho}$, $\frac{1}{2} \leq \alpha < \infty$ e portanto

$$I_{\alpha}(X/Y) = \frac{1}{\rho} E_0(\rho, p), \quad \rho = \frac{1-\alpha}{\alpha}, \quad \alpha > 0 \quad (1.25)$$

Vale então os seguintes resultados (Arimoto (1975)).

Lema 1.3.3

$$1) C_{\alpha} = \max_{p \in P^n} \frac{\alpha}{1-\alpha} \tilde{E}_0(\alpha, p) \quad (1.26)$$

onde $\tilde{E}_0(\alpha, p)$ é equivalente a $E_0(\rho, p)$ com a convenção $\rho = \frac{1-\alpha}{\alpha}$.

$$2) C_{\alpha} \text{ é uma função contínua de } \alpha \text{ em } \left[\frac{1}{2}, \infty\right).$$

$$3) \lim_{\alpha \rightarrow 1} C_{\alpha} = C \quad (1.27)$$

$$4) C_{\alpha} \text{ é uma função não decrescente de } \alpha \text{ crescente.}$$

O teorema a seguir, apresenta uma relação entre a probabilidade de erro e a capacidade de ordem α .

Teorema 1.3.4 (Arimoto (1975; 1976))

$$1) \text{ Existe pelo menos um código de comprimento } N, \text{ tal}$$

que a probabilidade de erro de decodificação é limitada superiormente por:

$$P_e \leq \exp [N \{ \frac{\alpha-1}{\alpha} (C_\alpha - R) \}] \quad (1.28)$$

$$\text{para } \frac{1}{2} \leq \alpha < 1$$

2) Para qualquer código de comprimento N a probabilidade de erro de decodificação é limitada inferiormente por:

$$P_e \geq 1 - \exp [N \{ \frac{\alpha-1}{\alpha} (C_\alpha - R) \}] \quad (1.29)$$

$$1 < \alpha < \infty$$

O resultado acima portanto, reduz os limites superior e inferior da probabilidade de erro P_e de (1.12) e (1.13) respectivamente para (1.28) e (1.29).

Em (1976), Arimoto apresentou um algoritmo iterativo para calcular o máximo de $E_0(\rho, p)$, visto em (1.14), definindo a capacidade de ordem ρ , C_ρ como o máximo duplo da função $G_\rho(p, \phi)$, conforme dado a seguir (ver (1.44)).

1.4 - Maximização da função exponencial $E_0(\rho, p)$ para Canal Discreto Sem Memória.

A função $G_\rho(p, \phi)$ é definida por:

$$G_\rho(p, \phi) = - \frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i p(j/i) \left\{ \frac{\phi(i/j)}{p_i} \right\}^{-\rho} \right] \quad (1.30)$$

onde $p = (p_1, p_2, \dots, p_n) \in P^n$ e ϕ pertence ao conjunto de matrizes transição probabilidade $n \times m$, tal que

$$\phi^{n \times m} = \{ \phi(i/j) \geq 0 ; \sum_{i=1}^n \phi(i/j) = 1 \} \quad (1.31)$$

A matriz $\phi^{n \times m}$ é geralmente chamada "dummy backward channel".

Para $\rho = 0$ em (1.30), é verificado facilmente que:

$$G_0(p, \phi) = \lim_{\rho \rightarrow 0} G_\rho(p, \phi) = \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i p(j/i) \log \frac{\phi(i/j)}{p_i} \quad (1.32)$$

O procedimento iterativo para calcular a capacidade generalizada de ordem ρ , à qual já nos referimos, tem por base o seguinte teorema.

Teorema 1.4.1 (Arimoto (1976))

a) Para algum $\rho \in (-1, \infty)$ fixado e algum $p \in P^n$ fixado, $G_\rho(p, \phi)$ é maximizado por:

$$\phi(i/j) = \frac{p_i p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p_k p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}} \quad (1.33)$$

e então

$$G_\rho(p) = \max_{\phi} G_\rho(p, \phi) = -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{1+\rho} \right] \quad (1.34)$$

b) Para algum $\rho \in (-1, \infty)$ fixado, e algum $\phi \in \phi^{n \times m}$ fixado

$G_\rho(p, \phi)$ é maximizado por:

$$p_i = \frac{\left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i) \phi(i/j)^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}}}{\sum_{k=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/k) \phi(k/j)^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}}} \quad (1.35)$$

Então

$$G_\rho(\phi) = \max_p G_\rho(p, \phi) = \log \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i) \phi(i/j)^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right] \quad (1.36)$$

Observação:

É conveniente observar no entanto, que para $\rho = 0$

$$\phi(i/j) = \frac{p_i p(j/i)}{\sum_{k=1}^n p_k p(j/k)} \quad (1.37)$$

e (1.35) torna-se

$$p_i = \frac{\exp \left[\sum_{j=1}^m p(j/i) \log \phi(i/j) \right]}{\sum_{k=1}^n \exp \left[\sum_{j=1}^m p(j/i) \log \phi(k/j) \right]} \quad (1.38)$$

Como consequência direta de (1.33) e (1.34) observamos que

$$E_o(\rho, p) = \rho \max_{\phi} G_\rho(p, \phi) \quad (1.39)$$

Também por (1.32) e (1.33)

$$I(X|Y) = \lim_{\rho \rightarrow 0} \max_{\phi} G_{\rho}(p, \phi) \quad (1.40)$$

Vale então os seguintes resultados

Corolário 1.4.2

$$\max_p E_0(\rho, p) = \rho [\max_p \max_{\phi} G_{\rho}(p, \phi)] \quad (1.41)$$

para $0 < \rho < \infty$

$$\min_p E_0(\rho, p) = \rho [\max_p \max_{\phi} G_{\rho}(p, \phi)] \quad (1.42)$$

para $-1 < \rho < 0$

Sendo a maximização e minimização de $E_0(\rho, p)$ tomada sobre o conjunto de todas as distribuições de probabilidade de entrada.

$$C = \lim_{\rho \rightarrow 0} [\max_p \max_{\phi} G_{\rho}(p, \phi)] , \quad (1.43)$$

onde C é a capacidade do canal discreto sem memória.

Em vista destas relações, a capacidade generalizada de ordem ρ , denotada por C_{ρ} , pode ser escrita em máximo duplo como:

$$C_{\rho} = \max_p \max_{\phi} G_{\rho}(p, \phi). \quad (1.44)$$

ou seja, por (1.34),

$$C_\rho = \max_p G_\rho(p) = \max_p \left\{ -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p_i p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{1+\rho} \right] \right\}$$

Como vemos (1.45)

$$C = \lim_{\rho \rightarrow 0} C_\rho \quad (1.46)$$

e ainda

$$(i) \max_p E_\rho(\rho, p) = \rho C_\rho \quad (1.47)$$

para $0 < \rho < \infty$

$$(ii) \min_p E_\rho(\rho, p) = \rho C_\rho \quad (1.48)$$

para $-1 < \rho < 0$

O lema seguinte dá condições necessárias e suficientes para um canal discreto sem memória atingir a capacidade generalizada.

Lema 1.4.2 (Jelinek (1968), Guerra (1980))

Um conjunto de condições necessárias e suficientes para $p^o \in P^n$ maximizar $G_\rho(p) = \max_\Phi G_\rho(p, \Phi)$ é que

$$\left\{ \begin{array}{l} -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^o p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^\rho \right] = C_\rho \quad (1.49) \\ \text{se } p_i^o > 0 \end{array} \right.$$

$$\left\{ \begin{array}{l} -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left\{ \sum_{i=1}^n p_i^o p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^\rho \right] \leq C_\rho \quad (1.50) \\ \text{se } p_i^o = 0 \end{array} \right.$$

A seguir é apresentado um procedimento iterativo para calcular a capacidade de ordem ρ (Arimoto (1976))

1.5 - Procedimento Iterativo e Convergência

O procedimento iterativo é composto dos seguintes passos:

(i) Escolha um vetor probabilidade arbitrário $p^1 \in P^n$

É conveniente na prática, tomar uma distribuição uniforme de probabilidade $p_i^1 = \frac{1}{n}$ para todo $i = 1, 2, \dots, n$.

As seguintes etapas são iterativas para $t = 1, 2, \dots$

(ii) Para algum $\rho \in (-1, \infty)$ maximize $G_\rho(p^t, \Phi^t)$ com respeito a $\Phi \in \Phi^{n \times m}$, fixado p^t . O valor de Φ que maximiza G_ρ é dado por

$$\Phi^t(i/j) = \frac{p_i^t p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p_k^t p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}} \quad (1.51)$$

(iii) Para algum $\rho \in (-1, \infty)$ maximize $G_\rho(p, \Phi)$ em relação a $p^t \in P^n$, para todo $i = 1, 2, \dots, n$, fixando Φ^t

Este vetor probabilidade, denotado por p^{t+1} , é dado por:

$$p_i^{t+1} = \frac{[\sum_{i=1}^n p(j/i) \{\Phi(i/j)\}^{-\rho}]^{\frac{1}{\rho}}}{\sum_{k=1}^n [\sum_{j=1}^m p(j/k) \{\Phi(k/j)\}^{-\rho}]^{\frac{1}{\rho}}} \quad (1.52)$$

Em vista do teorema (1.4.1) observa-se que este processo de cálculo consiste de maximizações sucessivas com respeito a $p \in P^n$ e $\Phi \in \Phi^{n \times m}$.

Com base nestas maximizações sucessivas, Arimoto (1976), obteve os seguintes resultados:

Lema 1.5.1

$$\begin{aligned}
G_{\rho}(p^1, \phi^1) &\leq G_{\rho}(p^2, \phi^1) \leq G_{\rho}(p^2, \phi^2) \leq \dots \leq G_{\rho}(p^t, \phi^t) \\
&\leq G_{\rho}(p^{t+1}, \phi^t) \leq G_{\rho}(p^{t+1}, \phi^{t+1}) \leq \dots \leq C_{\rho}
\end{aligned}
\tag{1.53}$$

Convém esclarecer que a convergência de iterações para o processo de cálculo de C_{ρ} segue da desigualdade provada no seguinte teorema (Arimoto (1976)).

Teorema 1.5.2

Seja $p^0 \in P^n$ um dos vetores probabilidade de entrada que maximiza $G_{\rho}(p)$

Então para algum $\rho \in (-1, \infty)$,

$$\begin{aligned}
C_{\rho} - G_{\rho}(p^{t+1}, \phi^t) &= \frac{\rho}{1+\rho} [C_{\rho} - G_{\rho}(p^t, \phi^t)] \\
&\leq \sum_{i=1}^n p_i^0 \log \frac{p_i^{t+1}}{p_i^t}
\end{aligned}
\tag{1.54}$$

Garantida a monotonicidade do procedimento iterativo pelo teorema 1.5.2, Arimoto mostrou que:

Teorema 1.5.3

A seqüência $\{G_{\rho}(p^{t+1}, \phi^t)\}$ ou $\{G_{\rho}(p^t, \phi^t)\}$ definida por (1.51) e (1.52) converge monotonicamente de baixo para C_{ρ} .

CAPÍTULO 2

LIMITES SUPERIOR E INFERIOR DA CAPACIDADE GENERALIZADA

Arimoto (1972) apresentou os limites superior e inferior da capacidade do canal discreto sem memória, os quais foram melhores que os obtidos anteriormente por Helgert (1967). Neste capítulo são apresentados, pela primeira vez na literatura, os limites superior e inferior da capacidade generalizada, C_ρ . No final deste capítulo apresentamos alguns valores numéricos para três canais diferentes, dos teoremas principais deste trabalho e, também para C_ρ , para cada ρ . Nas conclusões finais, daremos possíveis aplicações dos limites obtidos.

A seguir os cinco teoremas. Os três primeiros dão limites inferiores e os dois últimos dão limites superiores da capacidade generalizada, C_ρ .

Teorema 2.1

$$C_\rho \geq \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{\Delta}{n} \right)^{\frac{1}{1+\rho}} + \left(1 - \frac{\Delta}{n} \right)^{\frac{1}{1+\rho}} \cdot (n-1)^{\frac{\rho}{1+\rho}} \right]^{1+\rho} \quad (2.1)$$

para $-1 < \rho < \infty$

sendo Δ definido como

$$\Delta = \sum_{j=1}^m p(j/i_j) \quad (2.2)$$

onde, i_j denota um inteiro arbitrariamente escolhido entre 1 e n , correspondentemente a cada j .

Prova

Seja ϵ um n.º arbitrário, tal que $0 \leq \epsilon \leq 1$ e defini-
mos

$$p_i = \frac{1}{n}, \quad i = 1, 2, \dots, n$$

e

$$\phi(i/j) = \begin{cases} 1 - \epsilon & \text{se } i = i_j \\ \frac{\epsilon}{n-1} & \text{se } i \neq i_j \end{cases}$$

$$i = 1, 2, \dots, n$$

$$j = 1, 2, \dots, m$$

Agora, por (1.44) e (1.30) temos:

$$C_\rho \geq G_\rho(p, \phi) = -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i p(j/i) \left\{ \frac{\phi(i/j)}{p_i} \right\}^{-\rho} \right]$$

$$-1 < \rho < \infty$$

$$= -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} p(j/i) \{\phi(i/j) \cdot n\}^{-\rho} \right]$$

$$= -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} p(j/i) \{\phi(i/j)\}^{-\rho} \cdot n^{-\rho} \right]$$

$$= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \frac{p(j/i_j)}{n} \{\phi(i_j/j)\}^{-\rho} + \right.$$

$$\left. + \sum_{j=1}^m \sum_{i \neq i_j}^n \frac{p(j/i)}{n} \{\phi(i/j)\}^{-\rho} \right]$$

$$= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\frac{\Delta}{n} (1 - \varepsilon)^{-\rho} + \left(1 - \frac{\Delta}{n}\right) \left(\frac{\varepsilon}{n-1}\right)^{-\rho} \right]$$

Então

$$C_{\rho} \geq \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{\Delta}{n}\right) \cdot (1 - \varepsilon)^{-\rho} + \left(1 - \frac{\Delta}{n}\right) \left(\frac{\varepsilon}{n-1}\right)^{-\rho} \right] \quad (2.3)$$

Maximizando o lado direito de (2.3) em relação a $0 \leq \varepsilon \leq 1$, obtemos

$$\varepsilon = \frac{1}{\left[\frac{\Delta}{(n-\Delta)(n-1)^{\rho}} \right]^{1/1+\rho} + 1}$$

De fato, seja

$$F(\varepsilon) = \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{\Delta}{n}\right) (1 - \varepsilon)^{-\rho} + \left(1 - \frac{\Delta}{n}\right) \left(\frac{\varepsilon}{n-1}\right)^{-\rho} \right]$$

Como

$$\frac{\partial F(\varepsilon)}{\partial \varepsilon} = - \frac{1}{\rho} \left[\frac{\frac{1}{n} \left\{ \frac{\Delta \rho (1-\varepsilon)^{\rho-1}}{(1-\varepsilon)^{2\rho}} - \frac{(n-\Delta)(n-1)^{\rho} \cdot \rho \varepsilon^{\rho-1}}{\varepsilon^{2\rho}} \right\}}{\frac{1}{n} \left\{ \frac{\Delta \varepsilon^{\rho} + (n-\Delta)(n-1)^{\rho} \cdot (1-\varepsilon)^{\rho}}{\varepsilon^{\rho} (1-\varepsilon)^{\rho}} \right\}} \right] = 0$$

Simplificando, chegamos a

$$\Delta \varepsilon^{\rho+1} - (n-\Delta)(n-1)^{\rho} (1-\varepsilon)^{\rho+1} = 0$$

Portanto
$$\varepsilon = \frac{1}{\left[\frac{\Delta}{(n-\Delta)(n-1)^\rho} \right]^{1/1+\rho} + 1}$$

ou

$$\varepsilon = \frac{[(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}}}{\Delta^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}}}$$

Substituindo ε em (2.3) temos:

$$\begin{aligned} C_\rho &\geq \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\frac{\Delta}{n \left(1 - \frac{[(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{1/1+\rho}}{\Delta^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}}} \right)^\rho} \right. \\ &+ \left. \left(1 - \frac{\Delta}{n} \right) (n-1)^\rho \left(\frac{[(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} + \Delta^{\frac{1}{1+\rho}}}{[(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}}} \right)^\rho \right] \\ &= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\frac{\Delta \left(\Delta^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho}{n \left(\Delta^{\frac{\rho}{1+\rho}} \right)} \right. \\ &\quad \left. \frac{(n-\Delta)(n-1)^\rho \left([(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} + \Delta^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho}{n [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{\rho}{1+\rho}}} \right] \\ &= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\frac{1}{n} \left\{ \Delta^{\frac{1}{1+\rho}} \left(\Delta^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. (n-\Delta)^{\frac{1}{1+\rho}} (n-1)^{\frac{\rho}{1+\rho}} \left(\Delta^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho \right\} \right] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{1}{n}\right) (\Delta)^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} (\Delta)^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} \right] \\
&= \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{1}{n}\right) \cdot (\Delta)^{\frac{1}{1+\rho}} + [(n-\Delta)(n-1)^\rho]^{\frac{1}{1+\rho}} \right]^{1+\rho}
\end{aligned}$$

Portanto

$$C_\rho \geq \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\left(\frac{\Delta}{n}\right)^{\frac{1}{1+\rho}} + \left(1 - \frac{\Delta}{n}\right)^{\frac{1}{1+\rho}} (n-1)^{\frac{\rho}{1+\rho}} \right]^{1+\rho}$$

Teorema 2.2

$$C_\rho \geq \log \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left(\sum_{i=1}^n p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right] \quad (2.4)$$

$$-1 < \rho < \infty$$

Prova

Por (1.36) e (1.30), temos

$$G_\rho \geq G_\rho(\Phi) = \max_{p \in P^n} G_\rho(p, \Phi)$$

isto é

$$C_\rho \geq \log \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i) [\Phi(i/j)]^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right] \quad (2.5)$$

Fazendo $p_i = \frac{1}{n}$ $i = 1, 2, \dots, n$ em

$$\Phi(i/j) = \frac{p_i p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p_k p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}}$$

temos

$$\phi(i/j) = \frac{p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}} \quad (2.6)$$

Substituindo este valor de $\phi(i/j)$ de (2.6) em (2.5) temos:

$$C_\rho \geq \log \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i) \left(\frac{p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}} \right)^{-\rho} \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right]$$

Então

$$C_\rho \geq \log \left[\sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left[\sum_{i=1}^n p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right]^\rho \right\}^{-\frac{1}{\rho}} \right].$$

o que prova o teorema. 

Teorema 2.3

$$C_\rho \geq \frac{1+\rho}{\rho} \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{1+\rho} \right] \quad (2.7)$$

$$-1 < \rho < \infty$$

Prova Por (1.30) temos:

$$C_\rho \geq -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i p(j/i) \left\{ \frac{\phi(i/j)}{p_i} \right\}^{-\rho} \right]$$

$$-1 < \rho < \infty$$

Seja $p_i = \frac{1}{n}$ $i = 1, 2, \dots, n$

então, como $\phi(i/j) = \frac{p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}}$ temos

$$C_\rho \geq -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n p(j/i) \left\{ \frac{p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}}{\sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}}} \cdot n \right\}^{-\rho} \right]$$

$$\begin{aligned} C_\rho &\geq -\frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n \frac{1}{n^{1+\rho}} p(j/i) \left\{ p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{-\rho} \cdot \left(\sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho \right] \\ &= -\frac{1}{\rho} \log \left[\frac{1}{n^{1+\rho}} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left\{ \sum_{k=1}^n p(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^\rho \right] \\ &= \frac{1+\rho}{\rho} \log n - \frac{1}{\rho} \log \left[\sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{i=1}^n p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right\}^{1+\rho} \right] \end{aligned}$$

o que prova o teorema. 

Teorema 2.4

$$C_\rho \leq \begin{cases} \log m - \frac{1+\rho}{\rho} \log \left\{ \max_i \left(\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right\}; & -1 < \rho < 0 \\ \log m - \frac{1+\rho}{\rho} \log \left\{ \min_i \left(\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right\}; & \rho > 0 \end{cases}$$

Prova

$$\text{Seja } r_j^0 = \sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}}$$

Considere

$$\sum_{j=1}^m (r_j^0)^{1+\rho} = m \sum_{j=1}^m \left[\frac{1}{m} (r_j^0)^{1+\rho} \right]$$

$$\begin{aligned}
&= m \sum_{j=1}^m \left[\frac{1}{m} \left(\sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^{1+\rho} \right] \\
&\leq m \left[\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right]^{1+\rho} \quad \text{para } 0 < 1+\rho < 1
\end{aligned}$$

Gallager (1968))

onde $p^0 = (p_1^0, p_2^0, \dots, p_n^0) \in \bar{P}^n$ é a distribuição

de probabilidade que atinge a capacidade de ordem ρ , isto é

$$\begin{aligned}
&\log \left[m \sum_{j=1}^m \frac{1}{m} (r_j^0)^{1+\rho} \right] \\
&\leq \log \left[m \left(\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^{1+\rho} \right], \quad -1 < \rho < 0 \\
&= \log \left[m \cdot \left(\frac{1}{m} \right)^{1+\rho} \left(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^{1+\rho} \right] \\
&= -\rho \log m + (1+\rho) \log \left[\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^n p_i^0 p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right] \\
&\leq -\rho \log m + (1+\rho) \log \left[\max_i \left(\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right], \quad -1 < \rho < 0.
\end{aligned}$$

Pois

$$\sum_{i=1}^n p_i^0 \sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \leq \max_i \left(\sum_{j=1}^m p(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)$$

agora, para $\rho < 0$, $-\frac{1}{\rho} > 0$ e temos

$$-\frac{1}{\rho} \left\{ m \log \left[\frac{1}{m} \left(\sum_{j=1}^m r_j^0 \right)^{1+\rho} \right] \right\} \leq \log m - \frac{1+\rho}{\rho} \log \left\{ \max_i \left(\sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right\}$$

Portanto

$$C_\rho \leq \log m - \frac{1+\rho}{\rho} \log \left\{ \max_i \left(\sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right\}$$

$$-1 < \rho < 0 \quad (\text{por (2.2)})$$

Similarmente, usando o fato que

$$\sum_{i=j}^n p_i^0 \sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \geq \min_i \left(\sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)$$

Obtemos

$$C_\rho \leq \log m - \frac{1+\rho}{\rho} \log \left\{ \min_i \left(\sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \right) \right\}, \quad \rho > 0$$

Teorema 2.5

$$C_\rho \leq \log n - \frac{1}{\rho} \log \left\{ \max_i \left[\sum_{j=1}^m P(j/i)^{\frac{1}{1+\rho}} \left(\sum_{k=1}^n P(j/k)^{\frac{1}{1+\rho}} \right)^\rho \right] \right\}$$

$$-1 < \rho \leq 0$$

Prova

Segue imediato do Lema 1.4.2 tomando

$$p_i = \frac{1}{n} \quad i = 1, 2, \dots, n$$

CONCLUSÕES

Arimoto (1975) escreveu o teorema fundamental da teoria da informação (teorema de codificação aleatória), provado por Gallager (1965) e seu contrário por Arimoto (1973), em função da capacidade generalizada, C_ρ (Teorema 1.3.4). Em outras palavras, a conhecida função exponencial de codificação aleatória $E_0(\rho, p)$ foi escrita por Arimoto (1975) em termos da informação mútua generalizada de ordem ρ (em função da entropia de ordem α , $\alpha = \frac{1}{1+\rho}$).

Quanto a este trabalho, servem os dois motivos:

1. Generalizar os limites superior e inferior, obtidos por Arimoto (1972) para os canais discretos sem memória.
2. Uma vez obtidos os limites, por conhecimento somente da matriz do canal, podemos saber através do teorema 1.3.4, os limites superior e inferior da probabilidade de erro.

Estes limites obtidos podem ser usados posteriormente para limitar outras funções importantes da teoria da informação, tais como: "Reliability - Rate Functions", "Exponent Functions for Constrained Channels", "Source Code Reliability Rate Functions", "Omura's Exponent Functions etc., (Arimoto (1976))

Pelos três exemplos particulares de matrizes de canais consideradas no anexo, verificamos que em determinados exemplos alguns teoremas fornecem melhor aproximação do que outros. Fica, em aberto, como estudo posterior, verificar e provar teoricamente, as possíveis comparações entre os limites obtidos. E também, em aberto, os resultados correspondentes para $\rho > 0$ no teorema 2.5.

EXEMPLOS NUMÉRICOS

$$\text{Matriz Canal} = \begin{pmatrix} 0.6 & 0.3 & 0.1 \\ 0.7 & 0.1 & 0.2 \\ 0.5 & 0.05 & 0.45 \end{pmatrix}$$

| ρ | C_p | Teorema 2.2 | Teorema 2.3 | Teorema 2.4 | Teorema 2.5 | Distribuição Maximiza |
|--------|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------------------|
| 0.9 | 0.4391 | 0.4383 | 0.4368 | 1.0132 | 0.6933 | (0.253, 0.431, 0.316) |
| 0.8 | 0.3663 | 0.3657 | 0.3653 | 0.9424 | 0.4433 | (0.366, 0.271, 0.363) |
| 0.7 | 0.3186 | 0.3101 | 0.3074 | 0.8602 | 0.4378 | (0.470, 0.107, 0.423) |
| 0.6 | 0.2857 | 0.2645 | 0.2605 | 0.7755 | 0.3915 | (0.526, 0.002, 0.472) |
| 0.5 | 0.2575 | 0.2272 | 0.2234 | 0.6960 | 0.3383 | (0.516, 0.000, 0.484) |
| 0.4 | 0.2325 | 0.1974 | 0.1940 | 0.6253 | 0.2904 | (0.510, 0.000, 0.490) |
| 0.3 | 0.2107 | 0.1734 | 0.1706 | 0.5640 | 0.2506 | (0.506, 0.000, 0.494) |
| 0.2 | 0.1918 | 0.1540 | 0.1518 | 0.5115 | 0.2183 | (0.504, 0.000, 0.496) |
| 0.1 | 0.1756 | 0.1383 | 0.1365 | 0.4666 | 0.1921 | (0.503, 0.000, 0.497) |
| 0.0 | 0.1616 | 0.1252 | 0.1236 | 0.4287 | 0.1708 | (0.502, 0.000, 0.498) |
| 0.1 | 0.1495 | 0.1143 | 0.1132 | 0.3950 | | (0.501, 0.000, 0.499) |
| 0.2 | 0.1389 | 0.1051 | 0.1041 | 0.3662 | | (0.501, 0.000, 0.499) |
| 0.3 | 0.1296 | 0.0972 | 0.0944 | 0.3411 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.4 | 0.1214 | 0.0904 | 0.0897 | 0.3190 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.5 | 0.1141 | 0.0844 | 0.0839 | 0.2995 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.6 | 0.1076 | 0.0791 | 0.0787 | 0.2822 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.7 | 0.1018 | 0.0745 | 0.0741 | 0.2666 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.8 | 0.0965 | 0.0704 | 0.0701 | 0.2527 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 0.9 | 0.0917 | 0.0667 | 0.0664 | 0.2400 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 1.0 | 0.0874 | 0.0634 | 0.0631 | 0.2286 | | (0.500, 0.000, 0.500) |
| 2.0 | 0.0592 | 0.0422 | 0.0421 | 0.1638 | | (0.499, 0.002, 0.499) |
| 3.0 | 0.0466 | 0.0316 | 0.0315 | 0.1280 | | (0.498, 0.004, 0.498) |
| 4.0 | 0.0356 | 0.0252 | 0.0252 | 0.1048 | | (0.496, 0.008, 0.496) |
| 5.0 | 0.0296 | 0.0210 | 0.0210 | 0.0887 | | (0.493, 0.014, 0.493) |
| 6.0 | 0.0252 | 0.0180 | 0.0180 | 0.0769 | | (0.489, 0.022, 0.489) |
| 7.0 | 0.0219 | 0.0157 | 0.0157 | 0.0678 | | (0.484, 0.032, 0.484) |
| 8.0 | 0.0192 | 0.0140 | 0.0140 | 0.0607 | | (0.478, 0.044, 0.478) |
| 9.0 | 0.0171 | 0.0126 | 0.0126 | 0.0549 | | (0.469, 0.062, 0.469) |
| 10.0 | 0.0152 | 0.0114 | 0.0114 | 0.0501 | | (0.459, 0.082, 0.459) |

Observação 1 - Arimoto (1972) e Helgert (1967) também obtiveram os valores numéricos usando este canal para o caso particular $\rho = 0$.

Observação 2 - O limite superior obtido por Helgert (1967) é 0,55 bits para $\rho = 0$, mas em nosso caso temos 0,4287 bits no teorema 2.4. Enquanto no teorema 2.5 é ainda melhor, e é exatamente o obtido por Arimoto (1972); 0,1708 bits.

$$\text{Matriz Canal} = \begin{pmatrix} 1/2 & 1/3 & 1/6 \\ 1/3 & 1/2 & 1/6 \\ 1/3 & 1/6 & 1/2 \end{pmatrix}$$

| ρ | C_ρ | Teorema 2.2 | Teorema 2.3 | Teorema 2.4 | Teorema 2.5 | Distribuição Maximiza |
|--------|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------------------|
| 0.9 | 0.4766 | 0.4766 | 0.4766 | 0.4766 | 0.5006 | (0.328, 0.333, 0.339) |
| 0.8 | 0.3809 | 0.3805 | 0.3797 | 0.3809 | 0.5173 | (0.284, 0.340, 0.376) |
| 0.7 | 0.3112 | 0.3088 | 0.3064 | 0.3112 | 0.4982 | (0.230, 0.357, 0.413) |
| 0.6 | 0.2603 | 0.2547 | 0.2517 | 0.2603 | 0.4423 | (0.180, 0.381, 0.439) |
| 0.5 | 0.2224 | 0.2140 | 0.2111 | 0.2224 | 0.3795 | (0.158, 0.405, 0.457) |
| 0.4 | 0.1934 | 0.1831 | 0.1807 | 0.1934 | 0.3230 | (0.105, 0.425, 0.470) |
| 0.3 | 0.1708 | 0.1592 | 0.1573 | 0.1708 | 0.2762 | (0.079, 0.443, 0.478) |
| 0.2 | 0.1527 | 0.1405 | 0.1390 | 0.1527 | 0.2383 | (0.059, 0.456, 0.485) |
| 0.1 | 0.1380 | 0.1255 | 0.1243 | 0.1380 | 0.2079 | (0.045, 0.466, 0.489) |
| 0.0 | 0.1257 | 0.1133 | 0.1123 | 0.1257 | 0.1832 | (0.036, 0.473, 0.491) |
| 0.1 | 0.1154 | 0.1032 | 0.1025 | 0.1155 | | (0.030, 0.477, 0.493) |
| 0.2 | 0.1065 | 0.0947 | 0.0941 | 0.1068 | | (0.027, 0.479, 0.494) |
| 0.3 | 0.0989 | 0.0875 | 0.0870 | 0.0992 | | (0.025, 0.481, 0.494) |
| 0.4 | 0.0923 | 0.0813 | 0.0809 | 0.0927 | | (0.024, 0.481, 0.495) |
| 0.5 | 0.0865 | 0.0759 | 0.0755 | 0.0870 | | (0.024, 0.481, 0.495) |
| 0.6 | 0.0814 | 0.0711 | 0.0708 | 0.0819 | | (0.025, 0.480, 0.495) |
| 0.7 | 0.0768 | 0.0669 | 0.0667 | 0.0773 | | (0.026, 0.479, 0.495) |
| 0.8 | 0.0727 | 0.0632 | 0.0630 | 0.0733 | | (0.027, 0.478, 0.495) |
| 0.9 | 0.0690 | 0.0600 | 0.0597 | 0.0696 | | (0.028, 0.477, 0.495) |
| 1.0 | 0.0656 | 0.0569 | 0.0567 | 0.0663 | | (0.030, 0.476, 0.494) |
| 2.0 | 0.0440 | 0.0379 | 0.0378 | 0.0449 | | (0.054, 0.455, 0.491) |
| 3.0 | 0.0328 | 0.0283 | 0.0283 | 0.0339 | | (0.087, 0.426, 0.487) |
| 4.0 | 0.0260 | 0.0227 | 0.0226 | 0.0272 | | (0.129, 0.389, 0.482) |
| 5.0 | 0.0213 | 0.0189 | 0.0189 | 0.0228 | | (0.177, 0.350, 0.473) |
| 6.0 | 0.0180 | 0.0162 | 0.0162 | 0.0195 | | (0.213, 0.330, 0.457) |
| 7.0 | 0.0156 | 0.0141 | 0.0141 | 0.0171 | | (0.235, 0.323, 0.442) |
| 8.0 | 0.0137 | 0.0126 | 0.0126 | 0.0152 | | (0.253, 0.321, 0.426) |
| 9.0 | 0.0122 | 0.0113 | 0.0113 | 0.0137 | | (0.268, 0.321, 0.411) |
| 10.0 | 0.0109 | 0.0103 | 0.0103 | 0.0125 | | (0.283, 0.323, 0.394) |

$$\text{Matriz Canal} = \begin{pmatrix} 0.1 & 0.2 & 0.3 & 0.4 \\ 0.7 & 0.0 & 0.1 & 0.2 \\ 0.0 & 0.5 & 0.3 & 0.2 \end{pmatrix}$$

| ρ | C_ρ | Teorema 2.2 | Teorema 2.3 | Teorema 2.4 | Teorema 2.5 | Distribuição Maximiza |
|--------|----------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------------------|
| -0.9 | 0.8718 | 0.8717 | 0.8709 | 1.4282 | 1.0141 | (0.277, 0.368, 0.355) |
| -0.8 | 0.8119 | 0.8111 | 0.8087 | 1.3575 | 0.9739 | (0.252, 0.376, 0.372) |
| -0.7 | 0.7600 | 0.7557 | 0.7497 | 1.2752 | 0.9614 | (0.200, 0.396, 0.404) |
| -0.6 | 0.7218 | 0.7084 | 0.6976 | 1.1905 | 0.9509 | (0.128, 0.422, 0.450) |
| -0.5 | 0.6972 | 0.6676 | 0.6523 | 1.1110 | 0.9323 | (0.045, 0.450, 0.505) |
| -0.4 | 0.6833 | 0.6317 | 0.6130 | 1.0403 | 0.9056 | (0.000, 0.466, 0.534) |
| -0.3 | 0.6713 | 0.5998 | 0.5789 | 0.9791 | 0.8736 | (0.000, 0.470, 0.530) |
| -0.2 | 0.6599 | 0.5713 | 0.5793 | 0.9266 | 0.8390 | (0.000, 0.474, 0.526) |
| -0.1 | 0.6490 | 0.5456 | 0.5233 | 0.8817 | 0.8039 | (0.000, 0.477, 0.523) |
| 0.0 | 0.6385 | 0.5226 | 0.5013 | 0.8430 | 0.7679 | (0.000, 0.480, 0.520) |
| 0.1 | 0.6282 | 0.5017 | 0.4804 | 0.8100 | | (0.000, 0.483, 0.517) |
| 0.2 | 0.6182 | 0.4828 | 0.4623 | 0.7813 | | (0.000, 0.485, 0.515) |
| 0.3 | 0.6084 | 0.4656 | 0.4462 | 0.7561 | | (0.000, 0.488, 0.512) |
| 0.4 | 0.5986 | 0.4499 | 0.4315 | 0.7341 | | (0.000, 0.490, 0.510) |
| 0.5 | 0.5891 | 0.4354 | 0.4182 | 0.7146 | | (0.000, 0.492, 0.508) |
| 0.6 | 0.5796 | 0.4222 | 0.4060 | 0.6972 | | (0.000, 0.494, 0.506) |
| 0.7 | 0.5702 | 0.4099 | 0.3947 | 0.6817 | | (0.000, 0.495, 0.505) |
| 0.8 | 0.5608 | 0.3985 | 0.3843 | 0.6677 | | (0.000, 0.497, 0.503) |
| 0.9 | 0.5516 | 0.3878 | 0.3746 | 0.6551 | | (0.000, 0.499, 0.501) |
| 1.0 | 0.5424 | 0.3778 | 0.3655 | 0.6437 | | (0.000, 0.500, 0.500) |
| 2.0 | 0.4555 | 0.3034 | 0.2972 | 0.5694 | | (0.000, 0.515, 0.487) |
| 3.0 | 0.3801 | 0.2543 | 0.2511 | 0.5313 | | (0.000, 0.525, 0.475) |
| 4.0 | 0.3187 | 0.2180 | 0.2162 | 0.5083 | | (0.000, 0.541, 0.459) |
| 5.0 | 0.2706 | 0.1895 | 0.1885 | 0.4928 | | (0.000, 0.561, 0.439) |
| 6.0 | 0.2335 | 0.1666 | 0.1661 | 0.4817 | | (0.000, 0.585, 0.415) |
| 7.0 | 0.2048 | 0.1479 | 0.1476 | 0.4734 | | (0.000, 0.611, 0.389) |
| 8.0 | 0.1824 | 0.1325 | 0.1323 | 0.4670 | | (0.000, 0.637, 0.363) |
| 9.0 | 0.1644 | 0.1196 | 0.1195 | 0.4618 | | (0.001, 0.659, 0.340) |
| 10.0 | 0.1497 | 0.1088 | 0.1087 | 0.4575 | | (0.001, 0.678, 0.321) |

BIBLIOGRAFIA

- ARIMOTO, S. (1972). An algorithm for computing the capacity of arbitrary discrete memoryless channels. IEEE Transactions on Information Theory. Vol. IT-18, pp. 14-20.
- ARIMOTO, S. (1973). On the converse to the coding theorem for discrete memoryless channels. IEEE Trans. on Information Theory. Vol. IT-19, pp. 357-359.
- ARIMOTO, S. (1975). "Information measures and capacity of order α for discrete memoryless channels" presented at the Colloquium on Information Theory. Kesthely Hungary, pp. 41-52.
- ARIMOTO, S. (1976). Computation of random coding exponent functions. IEEE Trans. on Information Theory. Vol. IT-22, pp. 665-671.
- ASH, R.B. (1965). Information Theory. Interscience Publishers, New York.
- BLAHUT, R.E. (1972). Computation of channel capacity and rate - distortion functions. IEEE Trans. on Information Theory. Vol. IT-18, pp. 460-473.
- GALLAGER, R.G. (1965). A simple derivation of coding theorem and some applications. IEEE Trans. on Information Theory. Vol. IT-11, pp. 3-18.
- GALLAGER, R.G. (1968). Information Theory and Reliable Communication. New York, Wiley.
- GUERRA, F. (1980). Entropias Generalizadas e Capacidade do Canal Discreto Sem Memória. Dissertação de Mestrado - UFSC.
- HELGERT, H.J. (1967). On a Bound for Channel Capacity. IEEE Trans. on Inform. Theory. IT-13, pp. 124-126.
- JELINEK, F. (1968). Probabilistic Information Theory. New York, McGraw-Hill.
- OMURA, J.K. (1973). A coding theorem for discrete-time sources. IEEE Trans. on Information Theory. Vol. IT-19, pp. 490-498.

RENYI, A. (1961). On measures of entropy and information. Vol. I, pp. 547-561 in "Proc. of the 4th Berkeley Symposium Mathematical Statistics and Probability". Univ. of California Press, Berkeley.

SHANNON, C.E. (1948). A mathematical theory of communication. Bell System Technical Journal. Vol. 27, pp. 379-423 and 623-656.